

EU における Taylor ルールの存在*

栗 原 裕

1. 序

欧州において共通通貨導入の動きが現実化して以来、金融政策についても、多くの議論がなされてきた。その後、EMI、ECB (European Central Bank) が設立され、新通貨ユーロが11ヶ国の参加という形で誕生した。しかし「一元的な」金融政策の実施方法については、各国での経緯などもあり、タイムリミット近くまでぎりぎりの交渉が続いたようである。ECBは、物価の安定を最優先に政策を施行することを比較的早い時期に表明したが、そのために物価上昇率、M3の成長率、インフレ予想の3つを参照することを最終的に示した。

そのような中で、Taylor (1993) が示した論文は、多くの機会で議論されてきた。Peersman and Smets (1998), Taylor (1998a, b), Gerlach and Schnabel (1999) は、テーラールールをEMU地域の政策決定の際のインフォーマルな指標として適用することが有益であると述べている。このルールが最近、引用、議論されるケースが増えてきた理由は、3つあるように思われる。まず、Peersman and Smets (1998) が述べているように、比較的小さいモ

* 本論作成にあたり天野明弘教授 (関西学院大学)、高屋定美助教授 (近畿大学) から有益なコメント頂きました。記して感謝します。

デルを用いることである。以下で述べるように、インフレーションと産出量のみで金利政策の説明をする点は、非常に興味深く、関心を集めている。次に、テーラールールが最適なルールとする理論モデルと、類似した計量分析が可能な点である。そして最後に、政策担当者のみならず、一般の人々にも明快なルールであり、それは将来の金融政策の遂行の不安定さや、マクロ経済の不安定さを除去することになる。

EU全体でのテーラールールの妥当性については、理論的、実証的な分析を含め、多くの機会で議論されている。しかし各国個別の分析については、ほとんど行われていない。そこで本論は、各国個別の分析も併せて行う。そして、各国ではテーラールールが該当しないものの、EU全体においては概ねそれが該当していたことを示す。

本論の分析は以下の順序に従って行われる。本節1の後、第2節は第3節で計量的な観点から分析を行うため、テーラールールについての予備的な考察を行う。3は各国ならびにEU全体での計量分析の結果を提示する。また、EU加盟国のほか、加盟申請国の一部も併せて考察する。4は帰結である。

2. 予備的考察

テーラールールは、以下の式で与えられる¹。

$$i_t = r^{eq} + \pi_t + 0.5\{(y_t - y_0) + (\pi_t - \pi^{ob})\} \quad (1)$$

i_t は名目金利、 r^{eq} は均衡実質金利（コンスタントと仮定）、 π_t はインフレ率、 π^{ob} は政策目標としてのインフレ率、 y_0 は産出量の基準値である。 y_t 、 π_t はそれぞれ産出量、インフレ率の現実値である。上式から名目金利を導くため

1 理論モデルとしては Svensson (1998a) (1998b), Rudebusch and Svensson (1999), Orphanides and Wieland (1999) などを参照。

には、当然、均衡実質金利、産出量のギャップ、そして政策担当者の目標インフレーションを何らかの形で定めなければならない。

産出量の基準値は、OECD の年次、あるいは半期データを用い、EU 諸国との四半期ごとのギャップを計算する。インフレーションは消費者物価指数の、四半期ごとの年率の変化率である。そして 1990 年の購買力平価に基づく為替レート（米ドル建て）で計算した実質 GDP によりウェートを付けた。

次に、インフレーションの目標値を求めなければならないが、われわれは Taylor (1993) に従い、それを 2% に設定する。

最後に、均衡実質金利であるが、その設定は困難である。一つ目に考えられる方法は、事後的な実質金利の加重平均を用いることである。しかし、金融政策の信認が低い国では、相対的に実質金利が高く、それは実質金利を過大評価する可能性がある。一部 EU 諸国においては、この状況を考慮に入れる必要がある。われわれは、信任の低さに起因すると思われる部分を、実質金利から取り除くことを試みる。そのために、各国の 3 ヶ月ものの名目金利から消費者物価指数の上昇率を引いた実質金利の現実値を、定数項と各国通貨の対ドイツマルクの名目減価率で回帰する。対象国は、データ（の一部）が入手できなかったルクセンブルクを除く EU 諸国 14 ヶ国である²。実質金利の平均値を定数項と減価率の平均値（depreciation）で回帰したところ以下の式を得た。推定期間は、以下の分析と一致しており、1991 年第 I 四半期から直近の 1998 年第 IV 四半期である。

$$\text{実質金利} = 2.95 + 0.38 \text{depreciation} + \text{誤差項}$$

$$(14.56) \quad (8.64)$$

$$\text{adj.}R^2 : 0.64 \quad DW : 1.45 \quad F : 7.29$$

2 以下、EU 全体の分析で設定を若干変えるケースがある。金利は money market rate, GDP の四半期データが入手できない国、期間については工業生産指数の四半期データと GDP の年次データを用いた。

() 内の値は t 値である。信任性を考慮した実質金利は、減価の項を0にすると与えられ、その値は推定期間を通じて2.95%となる³。

次節では、上記の結果を用いて、各国個別ならびにEU全体でのテーラールールの妥当性を検証する。

3. 計量分析の結果

次にわれわれは、EMU諸国の名目金利を、産出量のギャップとインフレ率で回帰する。表1が推定結果である。表の左側は最小二乗法による推定である。同じく表の右側は、最小二乗法による推定で誤差項に系列相関が見られたことから、AR(1)(最尤法)(ならびに一部GMM)で再推定を行った結果である。推定はEU全体、通貨統合参加11ヶ国(EUからデンマーク、ギリシャ、スウェーデン、英国を除く)に加え、各国個別でも行った。

推定結果は興味深いものとなった。全体での推定では、EU全体、通貨統合参加国のケースいずれも、Gerlach and Schnabel(1999)などと同様、ほぼテーラールールが該当する状況となったが、個別の国ではほとんど該当していなかった。テーラールールの金利政策への適用は、少なくとも個別の国においては過去において相応しくなかったものの、全体では適用できてきたのである。これは、今後の金融政策の指針として、一つの示唆を与えてくれるものである。

また、EUに加盟申請をしている6ヶ国のうち、キプロスを除く5ヶ国に

3 推定結果と現実値を比較すると、1992年から1993年にかけて相違が見られた。この間に起こったいわゆる通貨危機の影響が現れたものと考えられる。そこで以下の分析でダミー変数を入れたが(1992年第Ⅲ四半期、同第Ⅳ四半期、1993年第Ⅰ四半期、第Ⅱ四半期、第Ⅲ四半期)、いずれも有意な影響は現れなかった。

EU における Taylor ルールの存在

表 1 推定結果

<オーストラリア>

	最小二乗法	AR (1)
定数項	6.26618*** (8.24013)	6.41269*** (2.26334)
π_t	-0.467778** (-1.98292)	-0.024012 (-0.378246)
y_t	0.918538** (1.78047)	-0.369254E-02 (-0.056859)
F 値	4.71294	1.70150
DW	0.612991	0.741612
ワルド統計量 (p 値)	0.61848	0.88061
Adj.R ²	0.193252	0.923492

ρ : 0.991200

注) */**/***/はそれぞれ、10%、5%、1%水準で有意であることを示している。() 内の値は t 値である。 ρ は誤差項の 1 次の自己回帰係数である。ワルド統計量は産出量に対する係数が 0.5、インフレーションに対する係数が 1.5 であることに對する帰無仮説を検証している。

<ベルギー>

	最小二乗法	AR (1)
定数項	20.0112*** (5.22099)	5.92133** (1.87415)
π_t	0.796557*** (3.95721)	-0.022466 (-0.252089)
y_t	0.453294 (0.456877)	0.175249 (1.05690)
F 値	10.2929	3.44521
DW	0.384374	1.64522
ワルド統計量 (p 値)	0.00232	0.70508
Adj.R ²	0.374822	0.264609

ρ : 0.980471

<デンマーク>

	最小二乗法	AR (1)
定数項	21.4207*** (4.38050)	23.5463*** (4.33545)
π_t	1.30574* (1.37722)	3.38454*** (3.02486)
y_t	1.24115 (1.13586)	-0.600662 (-1.29814)
F 値	2.17123	12.1670
DW	0.182073	2.21182
ワルド統計量 (p 値)	0.06153	0.00546
Adj.R ²	0.070255	0.833129

ρ : 0.721355

<フィンランド>

	最小二乗法	AR (1)
定数項	14.6240*** (2.96291)	7.15645* (1.64172)
π_t	-1.99991*** (-3.03782)	0.523671* (1.36928)
y_t	1.16438 (1.09039)	-0.292519* (-1.56334)
F 値	7.09866	3.57942
DW	0.298388	1.19114
ワルド統計量 (p 値)	0.00000	0.00000
Adj.R ²	0.282363	0.839556

ρ : 0.991334

これは、(9) 式からわかるように課税により所有者の利得が減少するとともに、(11) 式から経営者の報酬を削減することによって部分的に利得損失を軽減させるメカニズムが働いているためである。さらに、このことは生産効率性の犠牲を伴い、したがって産出量が減少するのである。

また、この経営者への転嫁は課税ベースでの控除の程度に依存しており、控除率が小さいほど報酬への転嫁は大きくなる。

このことから次のようなことが予想される。もし課税ベースを圧縮するような付加給付が利用可能でありかつ経営者にとって直接給付と付加給付が無差別であるならば、報酬を付加給付にシフトさせることは実質的な控除率の引き上げに対応するから、企業所有者にとって利得の損失を軽減させることになる。

最後に企業数の効果を考えよう。企業数の増加は(15) 式から限界費用を引き上げてしまう。したがってこの場合も利潤税と同様の効果をもつが、ただし控除率依存していない。また Martin (1993) で指摘されているように、市場が競争的、すなわち企業数が十分に大きいければ、通常の予測と反して限界費用が上昇してしまうということである。

以上の結果を纏めると、第一に、利潤税の帰着は限界費用の変化を通じて各変数に影響し、その程度は控除率に依存しているというものである。そして第二として、租税負担は市場価格の引き上げによる前転と、経営者報酬の引き下げによる後転によって部分的に転嫁される。第三に、報酬減少に伴って生産効率が悪化するとういことである。

4. 租税転嫁と企業数——数値例——

前節では、租税の転嫁経路とその要因について検討した。ここではその転嫁と市場の競争状態との関係について、数値例を使ってみたい。具体的には企業数の増加がどのように市場価格と報酬への転嫁に影響するかを示

<ギリシャ>

	最小二乗法	AR (1)
定数項	50.8421*** (22.1797)	47.7117*** (12.1012)
π_t	5.85518*** (16.3090)	5.30293*** (7.92340)
y_t	0.093302 (0.655401)	0.048359 (0.937764)
F 値	183.980	104.891
DW	0.424752	1.54377
ワルド統計量 (p 値)	0.00000	0.00000
Adj.R ²	0.921907	0.970918

ρ : 0.801225

<アイルランド>

	最小二乗法	AR (1)
定数項	16.6630*** (2.52586)	11.2478*** (2.16215)
π_t	7.09251* (1.34910)	2.71395 (0.687350)
y_t	0.175584 (0.094687)	-0.017525 (-0.016635)
F 値	0.911159	1.75661
DW	0.658394	1.63226
ワルド統計量 (p 値)	0.18195	0.49818
Adj.R ²	-0.576469E-02	0.449830

ρ : 0.686763

EU における Taylor ルールの存在

<イタリア>

	最小二乗法	AR (1)
定数項	9.71849** (1.83899)	-3.78617 (-0.572357)
π_t	2.28978 (0.887905)	-6.64246*** (-3.05417)
y_t	4.01689*** (3.77299)	-0.160106 (-0.268484)
F 値	14.0833	6.21676
DW	0.778964	1.30992
ワルド統計量 (p 値)	0.12937	0.00200
Adj.R ²	0.457726	0.349758

ρ : 0.721355

<オランダ>

	最小二乗法	AR (1)
定数項	20.9553*** (5.72541)	3.26946 (0.927235)
π_t	8.55420*** (4.21240)	-1.52620** (-1.76097)
y_t	0.039253 (0.119757)	-0.821449E-02 (-0.238666)
F 値	8.88212	2.32155
DW	0.212467	0.756440
ワルド統計量 (p 値)	0.00003	0.07863
Adj.R ²	0.337100	0.378351

ρ : 0.992834

<ポルトガル>

	最小二乗法	AR (1)
定数項	5.26541*** (2.36518)	11.3570* (1.58445)
π_t	0.65231 (1.02951)	0.108240 (0.059254)
y_t	-0.18652 (-1.0652)	-0.126862 (-0.743169)
F 値	0.32251	0.330210
DW	0.23584	1.43020
ワルド統計量 (p 値)	0.28350	0.97103
Adj.R ²	0.94581	0.895874

$\rho : 0.991998$

<スペイン>

	最小二乗法	AR (1)
定数項	26.4042*** (4.82409)	8.57860* (1.48211)
π_t	9.53804*** (3.89575)	-0.174293 (-0.104898)
y_t	1.53407* (1.54709)	0.236220 (0.926017)
F 値	20.4241	1.95303
DW	0.468931	0.778820
ワルド統計量 (p 値)	0.00001	0.95384
Adj.R ²	0.556180	0.859523

$\rho : 0.986391$

EU における Taylor ルールの存在

<スウェーデン>

	最小二乗法	AR (1)
定数項	2.39801*** (6.25451)	2.84254*** (7.12405)
π_t	0.21258* (1.68982)	0.24156** (1.78012)
y_t	1.402589 (1.20284)	1.302587 (1.00251)
F 値	1.25429	1.300587
DW	0.36524	0.685247
ワルド統計量 (p 値)	0.12002	0.19525
Adj.R ²	0.602514	0.642581

 $\rho : 0.97521$

<英国>

	最小二乗法	AR (1)
定数項	8.36505*** (3.00867)	-1.63263 (-0.316492)
π_t	-0.13968 (-0.490714)	1.08404*** (5.08649)
y_t	0.534005 (0.911043)	-0.039606 (-0.452913)
F 値	0.523495	14.8835
DW	0.232790	1.08223
ワルド統計量 (p 値)	0.91071	0.00000
Adj.R ²	-0.031717	0.754133

 $\rho : 0.994387$

<EU全体>

	最小二乗法	AR (1)
定数項	19.5863*** (5.06639)	7.15264** (1.702561)
π_t	1.72208*** (2.91944)	1.15628 (1.041225)
y_t	0.690539*** (2.62215)	0.282651** (2.02684)
F 値	10.5918	4.25614
DW	0.319159	1.78514
ワルド統計量 (p 値)	0.1606	0.832547
Adj.R ²	0.382269	0.262541

$\rho : 0.966766$

<通貨統合参加 11 ヶ国>

	最小二乗法	AR (1)
定数項	15.3625*** (4.18533)	9.24371* (1.531186)
π_t	1.66331*** (3.05428)	0.931266 (0.967435)
y_t	0.651249*** (2.44563)	0.205421* (1.32544)
F 値	8.51412	3.55437
DW	0.305374	1.58722
ワルド統計量 (p 値)	0.11542	0.786523
Adj.R ²	0.341156	0.225439

$\rho : 0.970522$

EU における Taylor ルールの存在

〈GMMによる推定〉

	最小二乗法	通貨統合参加 11 ヶ国
π_t	0.675074*** (14.3417)	1.60145*** (4.63769)
y_t	0.155062 (0.386642)	1.41088*** (2.05357)
DW	0.170292	0.353279
Adj.R ²	0.065709	-0.034442

表 2 加盟申請国とテラールール

	チェコスロ バキア	エストニア	ハンガリー	ポーランド	スロヴェニア
定数項	10.2891*** (9.09063)	7.67459*** (3.69134)	29.3335*** (13.9294)	19.6638*** (7.78542)	-0.933382 (-0.233658)
π_t	0.22860E-2** (-1.78562)	-0.606933E-3 (-1.02151)	-0.140321 (-1.05280)	0.544484 (1.16765)	0.062737*** (5.84667)
y_t	0.987033*** (2.30673)	-0.202515E-2 (-1.11053)	-1.15648*** (-3.24189)	-0.138558 (-1.10489)	0.276530 (0.311637)
F 値	17.7643	0.394600	6.14517	1.18250	17.7643
DW	1.15637	0.807928	1.40135	0.428072	1.15637
ワルド統計 量 (p 値)	0.02130	0.37535	0.0209	0.28317	0.00000
Adj.R2	0.553929	-0.068064	0.423639	0.022303	0.553929
推定期間	1993: 1-99: 4	1994: 1-98: 4	1995: 2-98: 4	1995: 4-99: 4	1993: 1-99: 4

注) 表 1 の注を参照。

ついて、同様な推定を行った。分析方法は最小二乗法である。推定結果は表 2 のように、テラールールとの適合性はほとんど見出せなかった⁴。

誤差項の系列相関の強い存在が、DW 統計量より読み取れるが、それは変

4 キプロスについては、市場連動型の金利のデータ入手ができなかった。また推定期間が著しく短いことにも留意すべきである。

数の不足である可能性が存在する⁵。その点についての考慮が必要であるものと思われる。

そこでわれわれは、米国連邦準備金利、貨幣成長率、為替レート（減価率）を別々に推定式に加えて分析を行った。対象国はEU加盟国である。貨幣成長率については、先のEU全体での分析と同様、GDPでの加重平均を用いた。為替レートはユーロ（ECU）の対ドル実質為替レートの減価率である。

$$i_t = \alpha + \beta\pi_{t+4} + \gamma y_t + \theta z_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

z_t は新たに付加した変数であり、先に述べた通りである。推定方法は最小二乗法とAR（1）である。推定結果は表3のとおりであった。

表 3a 付加変数がない場合

	最小二乗法	AR (1)
定数項	1.00926 (0.547762)	1.08243 (0.565385)
π_{t+4}	1.43101* (1.45392)	1.44395* (1.45828)
y_t	0.36741 (0.156906)	0.42279 (0.173989)
i_{t-1}	0.879617*** (14.6488)	0.874833*** (13.9777)
F 値	130.597	120.226
DW	1.89907	1.98384
Adj. R ²	0.926154	0.926327

$\rho : 0.966290$

注) 表1の注を参照。

5 中央銀行が産出量やインフレーションに対し、遅れがちな政策をとったためであると思われる。ラグ変数を推定式に加えた分析は、以下で行う。

EU における Taylor ルールの存在

表 3b 連邦準備金利のケース

	最小二乗法	AR (1)
定数項	-0.010997 (-0.29883E-02)	0.194220 (0.051795)
π_{t+4}	1.26498 (1.12377)	1.30153 (1.15334)
y_t	0.23278 (0.076975)	0.10512 (0.034091)
i_{t-1}	0.901224*** (9.93068)	0.895009*** (9.69475)
連邦準備金利	0.090622 (0.321711)	0.076210 (0.235250)
F 値	94.8379	90.4200
DW	1.94373	1.98453
Adj.R ²	0.923711	0.923762

 $\rho : 0.966290$

表 3c 貨幣成長率のケース

	最小二乗法	AR (1)
定数項	0.160394 (0.098779)	0.256468 (0.141522)
π_{t+4}	1.22689* (1.43004)	1.19598* (1.38356)
y_t	0.72487 (0.351144)	0.66646 (0.290969)
i_{t-1}	0.873540*** (16.7251)	0.864718*** (14.6777)
貨幣成長率	0.029565*** (3.17159)	0.029986*** (3.33416)
F 値	132.152	104.520
DW	1.71222	1.90326
Adj.R ²	0.944205	0.945436

 $\rho : 0.977206$

表 3d 為替レートの場合

	最小二乗法	AR (1)
定数項	3.24050 (0.945561)	3.54139 (0.985214)
π_{t-1}	1.60127* (1.57693)	1.59843* (1.57378)
y_t	0.72549 (0.32350)	0.15937 (0.063676)
i_{t-1}	0.873973*** (14.3467)	0.867022*** (13.4742)
為替レート	-0.042808 (-0.774442)	-0.046405 (-0.805559)
F 値	96.6979	86.5915
DW	1.87014	1.97977
Adj.R ²	0.9250836	0.925375

$\rho : 0.974642$

推定結果の解釈は微妙である。しかし、貨幣成長率を除く変数それぞれが有意に働いているとすれば、連邦準備の金利については金融市場のグローバル化、統合化の影響、為替レートについてはERMの拘束の影響が最も大きな要因として働いた可能性がある。しかし、いずれも有意な結果は出なかった。貨幣成長率については、有意な結果が現れたが、係数は正であり、常識的に考えられる結果とは一致しなかった。概して、付加変数が存在しない場合が、もっとも金利の動きをとらえていると思われる。

最後に次表4は、長期の弾力性を計算した結果である。

表 4a 長期弾力性の推定結果 (最小二乗法)

	なし	連邦準備金利	貨幣成長率	為替レート
π	7.0206	21.5521	9.7018	12.6480
y	3.0520	7.6887	5.7320	5.7566

表 4b 長期弾力性の推定結果 (AR1)

	なし	連邦準備金利	貨幣成長率	為替レート
π	11.5361	12.3965	8.8406	12.0247
y	3.3778	1.0012	4.9264	1.1989

長期弾力性は、インフレーション、産出量ともに大きな値を示した。ゆえに、政策当局には、短期的な政策のみならず、中長期的な観点からも、金利の推移を見守り、政策を実行する必要性がある。またこの推定では、現在ではなく将来のインフレーションを推定式に加えこうした結果を得たが、産出量のギャップに将来の価格形成に関する情報が含まれていることにも留意すべきであろう。

4. 結語

推定結果より、EU 全体では、もし ECB がテーラールールを用いて金融政策を行っても、過去のデータと乖離した値になってはいなかったことがわかった。しかし個別の国では、そうした結果はほとんど得られなかった。ゆえに、今後通貨統合が進行し、各国通貨が廃止され、一元的な金融政策が本格的に進行した場合でも、それには問題がないことが理解できた。テーラールールは、全体としては該当するのである。

金融政策の指標として、ECB は先にもあげたように、マネタリスト的なものをあげている。この是非についてあえてここで論じることはいないが、金利政策の一つとして、テーラールールは有効性、有用性が高いものと思われる。その利用を考えるべきなのかもしれない。もちろんその式に置く数値については恣意的なものである、あるいは産出量とインフレーションのみで金利を説明するという根本的な問題への批判は逃れ得ないが、むしろこのルールの単純さ、明快さこそ注目すべきであると思われる。

また参加申請国については、依然として主要な経済指標を見る限り、状況は厳しそうである。少なくとも当面の間、通貨統合に参加するということは考えにくい。やはりテーラールールでも相対的に安定した数値を示した、デンマーク、ギリシャ、スウェーデン、英国の参加が先であろう。むしろこれらの諸国は、ギリシャをのぞいて、統合への条件を既に整えている。しかし、EU加盟国、通貨統合参加国の状況に、収斂の動きを見せているのは事実である。今後、様々な予知できぬ動きもあるとは思われるが、参加の方向に進むことは十分に考えられよう。

参考文献

- Clarida, Richard, Jordi Gali and Mark Gertler (1998) "Monetary policy rules in practice: Some international evidence", *European Economic Review*, 42, pp. 1033-67.
- Orphanides, Athanasios and Volker Wieland (1999) "Inflation Targeting", *European Central Bank Working Paper*, No. 8.
- Peersman, Geert and Frank Smets (1998) "The Taylor rule: a useful monetary policy guide for the ECB?" Unpublished working paper, BIS.
- Rudebusch, Glenn and Lars E. O. Svensson (1998) "Policy rules for inflation targeting", *Sveriges Riksbank Working Paper*, No. 49.
- Rudebusch, Glenn and Lars E. O. Svensson (1998) "Eurosystem Monetary Targeting: Lessons from U.S. Data", *NBER Working Paper*, No. 6790.
- Svensson, Lars E. O. (1998a) "Open - Economy Inflation Targeting", *NBER Working Paper*, No. 6545.
- Svensson, Lars E. O. (1998b) "Inflation Targeting as a Monetary Policy Rule", *NBER Working Paper*, No. 6790.
- Taylor, John (1993) "Discretion versus Policy Rules in Practice", *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, pp. 195-214.
- Taylor, John (1998a) "Rate setting by the European Central Bank". *Sveriges Riksbank Working Paper*, No. 58.

EU における Taylor ルールの存在

Taylor, John (1998b) "Guidelines for the European Central Bank",
International Economy, September/October, pp. 24-25.